

# Asimetrías en el traspaso del tipo de cambio a los precios en Costa Rica durante el periodo de flexibilidad cambiaria

*Carlos Brenes Soto  
Manfred Esquivel Monge*

## **Resumen**

*Este artículo analiza el traspaso de movimientos en el tipo de cambio hacia los precios en Costa Rica durante el periodo de flexibilidad cambiaria y somete a prueba la hipótesis de presencia de asimetría. Se emplean modelos estructurales de rezagos distribuidos que engloban procesos generadores de datos simétricos y asimétricos como casos especiales, en línea con lo propuesto por Kilian y Vigfusson (2011). Se encuentra evidencia de asimetría de signo en la relación bivariada entre inflación y tipo de cambio, y al incorporar el diferencial de tasas de interés y brecha del producto.*

*Palabras clave: asimetría en traspaso, tipo de cambio, flexibilidad cambiaria.*

*Clasificación JEL: E31, E37, E58.*

---

C. Brenes Soto <brenessc@bccr.fi.cr> y M. Esquivel Monge <esquivelmm@bccr.fi.cr>, investigadores, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.

## Abstract

This paper analyses the exchange rate pass-through to domestic prices in Costa Rica during the current exchange rate flexibility period and tests whether there is evidence of asymmetry. To this end, we estimate structural distributed lag models that encompass symmetric and asymmetric data generating process in line with Kilian and Vigfusson (2011). We found evidence of sign asymmetry in the bivariate relationship between inflation and exchange rate and when controlling for interest rate differential and output gap.

Keywords: pass-through asymmetry, exchange rate, exchange rate flexibility.

*JEL* classification: E31, E37, E58.

## 1. INTRODUCCIÓN

Un entorno de libre movilidad de capitales bajo un régimen de objetivo de inflación exige a la autoridad monetaria adoptar un régimen cambiario flexible. Junto con el compromiso inflacionario, tal régimen requiere un adecuado conocimiento de la magnitud y el tiempo con que los movimientos del tipo de cambio (TC) se transmiten a los precios nacionales, es decir, del traspaso del tipo de cambio (TTC). Un buen entendimiento del TTC requiere determinar si este exhibe asimetrías de signo o magnitud. Abstraer este tipo de no linealidades puede conducir a estimar niveles de traspaso distintos de los que efectivamente se presentan.

El documento analiza el TTC a precios en Costa Rica desde marzo de 2006 hasta abril de 2017 y se somete a prueba la hipótesis de que este presenta asimetrías. Se utilizan modelos estructurales de rezagos distribuidos que engloban procesos generadores de datos simétricos y asimétricos, como casos especiales en línea con lo propuesto por Kilian y Vigfusson (2011) y utilizando información exclusivamente del periodo de flexibilidad cambiaria.

La relevancia de conocer la magnitud del TTC a precios radica en la capacidad predictiva de estos cambios y el tiempo que le toma a la economía traspasarlos a los precios nacionales. Además de determinar la magnitud y el retraso con el que se manifiesta, resulta importante determinar la presencia de asimetrías de signo y la magnitud en este fenómeno. Si hay asimetría positiva, los precios nacionales reaccionan más a depreciaciones de la moneda nacional, mientras que la asimetría negativa implicaría reacciones más fuertes ante apreciaciones. Por otro lado, si el TTC presenta asimetrías de magnitud, la respuesta de los precios nacionales a choques sobre el TC dependería de la magnitud de tales choques.

La cuantía del TTC puede estar relacionada con muchos factores, entre ellos el grado de apertura de la economía, la estructura de organización industrial en los sectores importadores, el nivel y la volatilidad de la inflación, y el grado de flexibilidad del régimen cambiario. El régimen cambiario en Costa Rica varió de manera notable a finales del año 2006, cuando se sustituyó el régimen fijo (paridad reptante) por regímenes cada vez más flexibles. En vista de que estos factores de los que podría depender la magnitud del TTC no son fijos en el tiempo, resulta razonable plantearse la hipótesis de asimetrías en ese fenómeno.

El fenómeno del TTC en Costa Rica ya ha sido estudiado; sin embargo, en la mayoría de casos los modelos utilizados han supuesto que la magnitud del TTC es constante en el tiempo. Además, la muestra de datos con que se ha trabajado incluyó siempre observaciones de dos regímenes cambiarios muy diferentes. Así que cuantificar y verificar la presencia de asimetrías utilizando únicamente datos extraídos del periodo de flexibilidad cambiaria (últimos 11 años) resulta de relevancia en vista de que podría proporcionar estimaciones del fenómeno más acordes a la realidad actual de la economía. Por otra parte, antes de 2006, año en que se inició el periodo de flexibilidad cambiaria, el régimen de tipo de cambio utilizado (paridad reptante) propició pocos episodios de apreciación nominal,

por lo que los datos no resultaban óptimos para un estudio de asimetrías de signo del TTC. Desde finales del año 2006 ha existido mayor grado de libertad en los movimientos del tipo de cambio, la abundancia relativa de periodos de apreciación es mayor y por tanto hay más información que posibilita estudiar las asimetrías.

El documento se estructura de la siguiente forma: luego de esta sección introductoria, en la sección 2 se describen los antecedentes bibliográficos más relevantes y la evolución en las metodologías empleadas para su análisis. En la sección 3 se profundiza el marco conceptual de la aproximación metodológica utilizada para someter a prueba la hipótesis planteada. Posteriormente, en la sección 4 se examinan los aspectos metodológicos, los datos y el método econométrico utilizados. En la sección 5 se procede a exponer los principales resultados y, finalmente, en la sección 6 se listan las principales conclusiones.

## 2. ANTECEDENTES

La bibliografía empírica sobre el TTC en general señala relativamente más evidencia de simetría para economías industrializadas (ver Taylor, 2000; Goldfang y Werlang, 2000; Choudhri y Hakamura, 2001; y Engel, 2002); mientras que para las economías emergentes el supuesto de linealidad no pareciera apropiado [ver Winkelried (2003), Wang y Guo (2016) y Mendoza (2012)].

Dentro de los estudios recientes que flexibilizan el supuesto de linealidad, Przystupa y Wróbel (2011) analizan el caso de Polonia. Los autores observan que el traspaso varía según el ciclo económico y lo identifican como más pequeño en periodos contractivos y más alto durante expansiones. Además, para variaciones del TC por debajo de cierta magnitud (2%), el traspaso difiere del resto de observaciones; asimismo, encuentran que en periodos de baja volatilidad (entendida como una desviación estándar de variación diaria inferior al 4.32%) el TTC es mayor.

Por otra parte, Pérez y Vega (2016) encuentran evidencia de asimetría de signo en el TTC de Perú. Además, los autores proveen pruebas de un comportamiento distinto para cada régimen cambiario del periodo en estudio.

Lariau, El Said y Takebe (2016) reseñan evidencia para los casos de Angola y Nigeria. Encuentran que el TTC es más alto en el largo plazo para la economía menos diversificada y más dependiente de importaciones (la de Angola). También encuentran que al desdolarizar, en Angola el TTC disminuyó. Encuentran además que en el corto plazo el TTC no es estadísticamente distinto de cero. Esto, según los autores, demuestra distorsiones ocasionadas por el proteccionismo a ciertas industrias. Para Nigeria, señalan que al parecer el componente de alimentos y bebidas del IPC no es afectado por cambios en el TC en vista del alto componente de producción nacional en ese grupo del índice. La investigación refleja la importancia de la estructura interna de consumo en los países para la determinación del TTC. Angola y Nigeria son países similares en su dependencia de exportaciones de crudo y además ejercen acciones similares para contrarrestar los posibles choques en el precio de este; a pesar de esto, los resultados muestran un TTC diferente.

El Banco Central de Costa Rica ha hecho importantes esfuerzos de investigación para mejorar el entendimiento del TTC. Pueden mencionarse desde las incipientes estimaciones de León, Morera y Ramos (2001) y León, Laverde y Durán (2002) hasta trabajos más recientes como los de Rodríguez (2009), Esquivel y Gómez (2010) y Orane (2016). La mayoría de estos estudios manejan el supuesto implícito de linealidad en el TTC estimándolo mediante modelos de VAR. La excepción es Esquivel y Gómez (2010), quienes abordan el tema con una metodología alternativa (LSTVAR) que considera la posibilidad de que alguna variable induzca asimetrías de signo o magnitud en el traspaso. Los autores encuentran que la variación rezagada de precios de petróleo es la variable que más probablemente induce asimetrías. Sin embargo, concluyen que hay

poca evidencia de asimetrías de signo o magnitud estadísticamente significativas.

Ahora bien, Esquivel y Gómez (2010) utilizan una muestra de datos entre enero de 1991 y junio de 2009. En Costa Rica el régimen de tipo de cambio fijo (paridad reptante) fue sustituido en octubre de 2006 por uno flexible (banda cambiaria), el cual a su vez posteriormente fue reemplazado por flotación administrada en febrero de 2015. En vista de ello, hay al menos tres elementos que justifican y hacen relevante un nuevo estudio sobre el TTC y sus posibles asimetrías.

En primer término, las observaciones utilizadas en Esquivel y Gómez (2010) combinan algunas (la mayoría) extraídas del periodo de TC fijo con otras de la fase de flexibilidad. Debe tenerse en cuenta que el régimen de paridad reptante implicó un sesgo sistemático hacia variaciones positivas del TC nominal (colones por dólar). Sólo un 15% de las observaciones utilizadas en ese estudio no están afectadas por ese sesgo. A la fecha, la abundancia de observaciones posteriores a la adopción del régimen de TC flexible permite considerar una estimación del traspaso y pruebas estadísticas de asimetría que utilicen una muestra con observaciones exclusivamente del régimen flexible.

En segundo lugar, es abundante la evidencia documentada de que la serie de variación del IPC en Costa Rica experimentó un cambio estructural durante el año 2009. Es posible que tal cambio estructural haya influido en la magnitud y las características del TTC. La muestra de datos utilizada en el trabajo de 2010 evidentemente no permitió registrar este fenómeno.

Finalmente, como elemento adicional de robustez a las pruebas sobre asimetrías en el TTC, resulta atinado aplicar metodologías de estimación alternativas. Una aproximación tradicional para la medición de asimetrías es el uso de modelos de VAR censurados. Aplicados al tema del traspaso de TC, tal método implicaría estimar un modelo de VAR donde las variaciones del TC con signo negativo se censuran de la muestra y otro donde se censuran las variaciones positivas. Posteriormente se contrastarían

las funciones de respuesta al impulso (RI) de ambos modelos para concluir si son estadísticamente diferentes.

En la bibliografía sobre modelos estáticos se encuentra debidamente documentado que censurar variables explicativas produce estimadores de mínimos cuadrados sesgados, tal como lo señalan Rigobon y Stoker (2009) o Greene (2003).

El sesgo que se observa en estos procesos resulta claro cuando el proceso generador de datos (PGD) es simétrico, pero aun cuando el PGD es asimétrico el sesgo asintótico se mantiene. Tal y como lo indican Kilian y Vigfusson (2011), solamente cuando el PGD es tal que no ejerza efecto sobre la variable dependiente, cuando la variable explicativa disminuye, es que se puede asegurar que el modelo lineal censurado no es sesgado. En su estudio, estos autores demuestran que los modelos de VAR censurados generan sesgos asintóticos y proponen un modelo estructural que los evita. Su modelo engloba procesos generadores de datos simétricos y asimétricos como casos especiales. Combinado con la propuesta de Lee, Ni y Ratti (1995), en el que los choques deben rescalarse por una medida de volatilidad antes de efectuar la estimación del traspaso, es posible no sólo diagnosticar la presencia de asimetrías de signo y magnitud, sino además determinar si el traspaso es menor en periodos de alta volatilidad. Álvarez y Esquivel (2016) aplican este método para evaluar la presencia de asimetrías en el traspaso de precios de materias primas a precios nacionales en Costa Rica.

En el trabajo original de Kilian y Vigfusson (2011), se estima el efecto de los choques a los precios de energía sobre el crecimiento económico. Los autores proponen dos pruebas estadísticas para someter la hipótesis de simetría en la respuesta del crecimiento. Una de ellas se realiza sobre los coeficientes de regresión y es variante de la propuesta de Mork (1989) pero con mayor poder estadístico. La otra se aplica directamente a las funciones de RI. Esta última se motiva en el hecho de que, como lo señalan Koop, Pesaran y Potter (1996), en modelos de VAR no lineales la magnitud de los choques puede influir en la respuesta dinámica de las variables. Además, en este mismo

contexto, la respuesta dinámica de una variable puede mostrar asimetrías aun si los coeficientes no presentan alejamientos de la simetría.

Además de este problema, la bibliografía empírica tradicional sobre modelos de VAR censurados también presenta el inconveniente de ignorar que, al ser modelos no lineales, las funciones de RI dependen de la historia de las observaciones [ver Koop, Pesaran y Potter (1996) y Gallant, Rosi y Tauchen (1993)]. Las funciones de RI en este tipo de modelos requieren de la simulación de Monte Carlo con el fin de considerar posibles historias de datos y distintas magnitudes en los choques.

### 3. MARCO CONCEPTUAL

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que cuando el PGD no es simétrico, no puede representarse con un modelo de VAR bivariado en  $x_t^+$  y  $y_t$ . Un PGD en el que sólo los choques positivos sobre  $x_t$  tienen efecto sobre  $y_t$  se puede denotar con el siguiente sistema:

$$\begin{aligned} \mathbf{1} \quad x_t &= a_1 + \rho x_{t-1} + e_{1t}, \\ y_t &= a_2 + \gamma x_t^+ + e_{2t}. \end{aligned}$$

El efecto contemporáneo sobre  $y_t$  de un choque positivo a  $x_t$  en el sistema 1 está dado por  $\gamma$ . El efecto en el siguiente período sería  $\rho\gamma$ , y luego  $\rho^2\gamma$ , y así de forma sucesiva. Por lo tanto, la estimación de los coeficientes  $\gamma$  y  $\rho$  del modelo 1 sería insesgada. Al utilizar el modelo de VAR censurado como 2, la estimación de  $\rho$  sería asintóticamente sesgada a pesar de que la estimación de  $\gamma$  sería insesgada, esto se reflejaría en la función de RI.

$$\begin{aligned} \mathbf{2} \quad x_t^+ &= a_1 + \rho x_{t-1}^+ + \epsilon_{1t}, \\ y_t &= a_2 + \gamma x_{t-1}^+ + \epsilon_{2t}. \end{aligned}$$

El problema con el sistema 2 es que no es una verdadera representación del PGD. La utilización de un modelo estructural



completo evitaría ese inconveniente. Kilian y Vigfusson (2011) proponen el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t}, \\ y_t &= \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_{t-1}^+ + \beta_3 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{2t}. \end{aligned}$$

El sistema 3 es un modelo estructural en el que, a diferencia del modelo 2, los choques negativos sobre  $x_t$  pueden tener efectos sobre la senda futura de  $y_t$  si tales choques conducen eventualmente a choques positivos en la senda futura de  $x_t$ .

El sistema 4 es la forma reducida de 3. Las funciones de RI de un modelo estructural como 3 no pueden ser identificadas a partir de la descomposición de Cholesky de la matriz de varianzas y covarianzas de su versión reducida, debido a que tal descomposición no discrimina entre choques positivos y negativos. Por lo tanto, aplicar Cholesky en 4 a  $Var[\epsilon_{1t}, u_{2t}]$  no es apropiado en vista de que  $u_{2t}$  debería reflejar únicamente choques positivos.

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t}, \\ y_t &= \beta_1 x_{t-1}^+ + \beta_2 y_{t-1} + \dots + u_{2t}, \end{aligned}$$

donde  $u_{2t} = \beta_1 \epsilon_{1t} + \epsilon_{2t}$ .

Detalles técnicos adicionales sobre la propuesta conceptual y las pruebas de ausencia de sesgo asintótico en el modelo 3 se pueden consultar en el estudio de referencia (Kilian y Vigfusson, 2011). Los señalamientos acá resumidos motivan la utilización en este estudio de la metodología propuesta por esos autores para corroborar la presencia de asimetrías en el traspaso del tipo de cambio.

## 4. METODOLOGÍA

### 4.1 Estimación de funciones de respuesta al impulso en modelos estructurales asimétricos

Se propone un modelo estructural en el que se utilizan las variables endógenas en un sistema de ecuaciones que permite a los choques en el tipo de cambio tener un efecto diferenciado, dependiendo de si la moneda se está apreciando o depreciando, sobre los precios de la economía.

Como primer acercamiento, en un modelo bivariado, la estructura sería la siguiente:

$$\begin{aligned}x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t}, \\y_t &= \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_{t-1}^+ + \beta_3 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{2t},\end{aligned}$$

donde

- $x_t$  es el nivel o variación del TC en el periodo  $t$ .
- $y_t$  es el nivel o variación del IPC en el periodo  $t$ .
- $x_t^+ = \begin{cases} x_t, & \text{si } x_t > 0 \\ 0, & \text{si } x_t \leq 0 \end{cases}$ .

En contraste con un VAR censurado, en el cual las variables endógenas corresponden a  $x_t^+$  y  $y_t$ , en el modelo estructural propuesto 5 los choques negativos sobre  $x_t$  pueden tener efectos sobre la senda futura de  $y_t$  si conducen eventualmente a choques positivos en la senda futura de  $x_t$ . Los autores del estudio de referencia demuestran que los estimadores de este modelo son asintóticamente insesgados, a diferencia de los obtenidos mediante los VAR censurados. Esto independientemente de si el PGD es simétrico o no.

Según diversos estudios (ver Gallant, Rossi y Tauchen, 1993; y Koop, Pesaran y Potter, 1996), en modelos no lineales como el 5 la respuesta dinámica de  $y_t$  podría ser magnificada o disminuida por el efecto acumulado de choques previos. Por tanto, las funciones RI deberían ser estimadas como un promedio

de las respuestas al impulso generadas a partir de un conjunto que sea tanto diverso como representativo de condiciones iniciales. Las funciones de RI se estiman siguiendo la secuencia de pasos que se indica a continuación:

- 1) Se realiza una selección aleatoria de una *historia* ( $\Omega_i$ ) compuesta por  $p$  observaciones consecutivas de  $x_t$  y  $y_t$ .<sup>1</sup>
- 2) Dada una  $\Omega_i$ , se simulan dos sendas de  $H$  datos posteriores a la última observación disponible para  $x$  y  $y$ . Es decir, para  $x$  se generan  $[x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+H}]$  y  $[x_{t+1}^*, x_{t+2}^*, \dots, x_{t+H}^*]$ , mientras que para  $y$  se generan  $[y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+H}]$  y  $[y_{t+1}^*, y_{t+2}^*, \dots, y_{t+H}^*]$ . Tanto para las primeras sendas de  $x$  y  $y$  como para la segunda de  $y$ , las secuencias de perturbaciones estocásticas  $[\epsilon_{1t}, \epsilon_{1t+1}, \dots, \epsilon_{1t+H}]$  y  $[\epsilon_{2t}, \epsilon_{2t+1}, \dots, \epsilon_{2t+H}]$  son seleccionadas aleatoriamente de sus respectivas distribuciones marginales empíricas. Por otra parte, para la segunda secuencia de  $x$ , se asigna un valor ( $\delta$ ) al primer componente de la secuencia de perturbaciones, ( $\epsilon_{1t} = \delta$ ), mientras que el resto de la secuencia es extraído aleatoriamente de su distribución marginal empírica.
- 3) Las secuencias aleatorias de  $\epsilon_{1t}$  y  $\epsilon_{2t}$  pueden ser tratadas como independientes dado que son obtenidas de la distribución marginal generada por el modelo estructural estimado 5.
- 4) Se procede a obtener la diferencia entre las dos sendas de  $y$  para  $t=1, 2, \dots, H$ , definiendo cada diferencia como  $y_i^\delta$ , donde  $i=1, 2, \dots, H$ .
- 5) Se repiten los pasos 2 y 4 ( $n_{boot}$ ) veces.

---

<sup>1</sup>  $p$  corresponde al número de rezagos utilizados para cada uno de los modelos estimados.

- 6) Se repiten los pasos 1 a 5 ( $n_{hist}$ ) veces. Entonces se obtiene un número  $n_{hist} * n_{hist}$  de distintas series  $y_i^\delta$  que luego se promedian.

El resultado que se obtiene de los pasos 2 a 5 es la respuesta de  $y$  ante un choque de tamaño  $\delta$ , a un horizonte de  $H$  periodos y condicional en  $\Omega_i$ . Siguiendo la misma nomenclatura de Kilian y Vigfusson (2011), podemos definir esta respuesta como  $I_y(\delta, H, \Omega_i)$ . Repitiendo el ejercicio para todas las posibles historias y promediando las respuestas, se obtiene la respuesta de  $y$  no condicionada en  $\Omega_i$ , es decir,  $I_y(\delta, H)$ .

Para diferenciar más claramente la propuesta por Kilian y Vigfusson (2011) respecto a la forma tradicional de obtener las funciones de RI, defínase la respuesta de  $y$  condicionada en sendas históricas de  $x$  y  $y$  (esto es  $x_{t-i} = y_{t-i} = 0$  para  $i=1, 2, \dots$ ) de la siguiente forma:

$$6 \quad I_y(\delta, H, \underline{0}).$$

Relajando el supuesto de  $x_{t-i} = y_{t-i} = 0$  y permitiendo alguna historia ( $\Omega_i$ ) para  $x$  y  $y$ , además de inducir un choque de magnitud  $\delta$  en la observación  $t$ -ésima del término de perturbación  $\epsilon_1$ , se puede definir de manera alternativa la respuesta:

$$7 \quad I_y^*(\delta, H, \Omega_i) = E \left\{ y_{t+h} \mid \Omega_i, \epsilon_{1t} = \delta, \left[ \epsilon_{1t+j} \right]_{j=1}^h, \left[ \epsilon_{2t+j} \right]_{j=0}^h \right\} - E \left\{ y_{t+h} \mid \Omega_i, \left[ \epsilon_{1t+j} \right]_{j=0}^h, \left[ \epsilon_{2t+j} \right]_{j=0}^h \right\}.$$

Como se señaló, al promediar 7 para todas las posibles historias, se obtiene la respuesta no condicionada en  $\Omega_i$ , que corresponde a  $I_y^*(\delta, H)$ . La respuesta al impulso habitualmente consignada en la bibliografía corresponde a  $I_y^*(\delta, H, \underline{0})$ . Esta RI no permite dinámica de choques futuros (al menos en perturbación) y no condiciona historia. En sistemas lineales, este

tipo de configuración para el cálculo no presenta inconvenientes; sin embargo, sí los presenta cuando se están calculando RI en sistemas no lineales: la respuesta puede no converger a cero aun cuando el PGD sea estacionario (ver Koop, Pesaran y Potter, 1996). Además, Potter (2000) se inclina por considerar los choques futuros como aleatorios más que fijarlos en cero cuando se estiman RI no lineales. Por último, debido a lo poco realista de condicionar en cero una estimación de RI, esta no resulta de gran utilidad.

En las ecuaciones de forma reducida de modelos de VAR los errores se encuentran correlacionados, de ahí que se recurre a un método para ortogonalizar los impulsos. Lo habitual es utilizar la inversa del factor de Cholesky de la matriz de las varianzas y covarianzas de los residuos de la estimación. Un modelo estructural como el 5, utilizado en esta investigación, se vuelve más atractivo para estimar las funciones de RI, debido a que, en el cálculo de  $I_y(\delta, H, \Omega_i)$  y el de  $I_y(\delta, H)$ , un choque sobre el tipo de cambio ( $x_i$ ) es ortogonal a otros choques.

Kilian y Vigfusson (2011) demuestran que, para choques pequeños, la diferencia entre la RI estimada considerando tanto las posibles historias como la dinámica propia de los errores  $[I_y^*(\delta, H)]$ , y el estimado sin considerar esos dos elementos  $[I_y^*(\delta, H, \underline{0})]$ , es grande. Sin embargo, esta diferencia se va reduciendo conforme se incrementa el tamaño del choque. Es decir, los autores muestran que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} I_y(n\delta, H) = I_y^*(\delta, H, \underline{0}).$$

Para choques de magnitud lo suficientemente grande sobre el tipo de cambio, se esperaría que la importancia de  $\Omega_i$  y la aleatoriedad de  $\epsilon_{1t}$  disminuyan hasta llegar al punto en que la RI estimada mediante el método de VAR tradicional sea una buena aproximación a la estimación correcta. Esta es, entonces, la explicación de cómo el método de VAR tradicional puede

generar estimaciones de la reacción de los precios nacionales a choques en el tipo de cambio muy distintas a las correctamente estimadas mediante una especificación no lineal.

Esta relación inversa entre el tamaño de los choques y la respuesta estimada de los precios nacionales es importante debido a que, para series en donde la variación (en este caso el tipo de cambio) muestre una desviación estándar pequeña, la ganancia de utilizar  $I_y(n\delta, H)$ , en términos de reducción de sesgo asintótico en la medición de la función de RI, es mayor.

## 4.2 Pruebas de simetría

A pesar de solucionar el problema de sesgo asintótico con respecto a un VAR censurado, el modelo estructural 5 es asintóticamente ineficiente en comparación con un VAR cuando el PGD es simétrico. Por lo tanto, una estimación eficiente del TTC requiere contar previamente con una prueba estadística para evaluar la hipótesis de simetría en el PGD.

Las que se definen a continuación como pruebas de simetría sobre parámetros evalúan la igualdad en la magnitud de los coeficientes asociados con apreciaciones y depreciaciones.

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que para modelos de forma reducida estas pruebas son útiles para identificar asimetrías en los parámetros de respuesta; sin embargo, no resultan útiles para identificar asimetrías en las funciones de RI de modelos estructurales asimétricos. Esto se debe a que pueden obtenerse parámetros asociados a apreciaciones y depreciaciones que no sean estadísticamente distintos mientras las RI sí lo sean. Esto se debe a que las funciones de RI pueden ser una función no lineal tanto de los parámetros de pendiente como de la varianza de las innovaciones.

Debido a este problema, Eldstein y Kilian (2007) sugieren una aproximación alternativa, con base en las funciones de RI obtenidas según el método explicado en la sección 4.1, para someter a prueba la hipótesis de simetría. Este segundo grupo de pruebas lo denotamos como pruebas de simetría sobre las RI.

### 4.2.1 Pruebas de simetría sobre parámetros

Las pruebas de simetría sobre parámetros, o pruebas de simetría basadas en pendientes, son atractivas debido a su simpleza y a que no requieren el cálculo de las funciones de RI. Según este método, una vez estimada la regresión de  $y_t$  en sus propios rezagos y los de  $x_t^+$  y  $x_t^-$ , se realizan pruebas de igualdad de coeficientes con medidas estadísticas de Wald que, bajo la hipótesis nula de simetría, tienen distribución  $Jt^2$  [ver Mork (1989)].

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que esta aproximación no explota todas las restricciones que implica la hipótesis nula de simetría. Subrayan que, al trabajar con un modelo reducido, Mork (1989) omite la restricción de igualdad de los términos contemporáneos de  $x_t^+$  y  $x_t^-$ . Los autores proponen entonces, que en términos del modelo 5, se trabaje con la hipótesis nula:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0.$$

Estos autores argumentan que esta hipótesis tiene mayor poder estadístico que la de Mork (1989). Al someter a prueba esta hipótesis en un modelo como 5, y por medio de pruebas de Wald de exclusión de parámetros, buscan determinar si el ajuste del modelo mejora con la inclusión de los regresores  $x_t^+$ ,  $x_{t-1}^+$ , ...,  $x_{t-p}^+$ .

### 4.2.2 Pruebas de simetría sobre funciones de RI

La propuesta de Kilian y Vigfusson (2011), adaptada para someter a prueba la simetría de signo en las funciones de RI de precios ante choques sobre el tipo de cambio a  $h$  distintos horizontes, puede resumirse en los siguientes pasos.

- 1) Estimar el modelo estructural 5.
- 2) Calcular la RI  $h$  periodos hacia adelante (en este caso se realizó con un horizonte de 24 periodos), tanto para un choque positivo como para uno negativo. Es decir, calcular  $I_y^*(\delta, h)$  y  $-I_y^*(-\delta, h)$ .

- 3) Construir una medida estadística de Wald con hipótesis conjunta de simetría en las RI positivas y negativas hasta  $h$  periodos en el futuro. El estadístico toma entonces la forma:  $W = \sum_{i=0}^h [I_y^*(\delta, i) + I_y^*(-\delta, i)]^2 = 0$ .
- 4) Calcular la matriz de varianzas y covarianzas del vector de suma de coeficientes de respuesta mediante muestreo repetitivo (*bootstrapping*).

La medida estadística  $W$  tiene entonces distribución  $J_{h+1}^2$ , dada la normalidad asintótica de los estimadores provenientes de MCO del modelo.

### 4.3 Datos

Los datos base utilizados para las estimaciones corresponden a series publicadas por el Banco Central de Costa Rica en su portal oficial de datos en línea.<sup>2</sup> Las series básicas del tipo de cambio tienen frecuencia diaria, pero se construyó la serie mensual tomando el promedio entre la referencia de compra y venta de los días hábiles de cada mes. Por otra parte, la serie base del IPC tiene originalmente frecuencia mensual.

Como controles en las estimaciones se incluyeron indicadores de la brecha del producto y del diferencial de tasas de interés. La información base para la brecha del producto es la serie desestacionalizada del índice mensual de actividad económica (IMAE). A este se le aplicó un filtro de Hodrick y Prescott con parámetro de suavizamiento  $\lambda = 23.000$  en concordancia con Segura y Vásquez (2011).

Por último, la serie de diferencia de tasas considera la *federal funds effective rate*<sup>3</sup> del Tesoro de Estados Unidos y la tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica. El periodo muestral utilizado abarca desde enero de 2006 a marzo de 2017.

<sup>2</sup> <<https://www.bccr.fi.cr/seccion-indicadores-economicos/indicadores-econ%C3%B3micos>>.

<sup>3</sup> <<https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>>.



## 5. RESULTADOS

### 5.1 Evaluación de propiedades estacionarias

Se determinan las propiedades estacionarias de las series utilizadas con el fin de definir el tipo de método econométrico con el que se realiza el análisis posterior. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria aplicadas se presentan en el cuadro 1. Se observa que tanto bajo la prueba de Dickey-Fuller (DF) como la de Phillips-Perron (PP), no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series en niveles, excepto para la brecha del IMAE. En el caso de primera diferencia, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series. Con base en estos resultados, en las estimaciones se utilizaron todas las variables en primera diferencia, excepto la brecha del IMAE que se mantuvo en niveles.

Cuadro 1

VALORES $p$ EN PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA ( $H_0$ : $X_t$ TIENE RAÍZ UNITARIA)						
Variable en:	Tipo de prueba	Especificación	Variable			Brecha del IMAE
			IPC	TC	Diferencial de tasas	
Niveles	ADF	Constante	0.99	0.27	0.72	0.00
		Constante y tendencia	0.99	0.55	0.91	0.00
	PP	Constante	0.98	0.31	0.47	0.00
		Constante y tendencia	1.00	0.60	0.77	0.00
Primera diferencia	ADF	Constante	0.00	0.00	0.00	0.00
		Constante y tendencia	0.00	0.00	0.00	0.00
	PP	Constante	0.00	0.00	0.00	0.00
		Constante y tendencia	0.00	0.00	0.00	0.00

Fuente: elaboración de los autores.

## 5.2 Orden de rezagos

Se procedió a determinar el orden más apropiado de rezagos para estimar el modelo 5 por dos vías. En primer término, con base en criterios de selección de rezagos de un modelo VAR y en segunda instancia mediante criterios de bondad de ajuste de la ecuación de  $y_t$  (ecuación de precios en la aplicación de este trabajo) en el modelo estructural asimétrico 5. La selección se efectuó para tres distintas especificaciones de modelo: un modelo bivariado (compuesto por la primera diferencia del IPC y del tipo de cambio); y dos modelos de tres variables construidos a partir del bivariado agregando respectivamente la brecha del IMAE y diferencial de tasas de interés. En el cuadro 2 se muestran los resultados para estos modelos bajo cinco distintos criterios.

En general la especificación que incluye un solo rezago tiende a dominar tanto en los criterios para el modelo de VAR como para la ecuación de  $y_t$  en el modelo estructural asimétrico, esto con independencia de si el modelo es bivariado o si incorpora la diferencia de tasas o la brecha del IMAE. Vale la pena destacar sin embargo que, basándose el AIC, el modelo con cinco rezagos domina todos los casos para la ecuación de  $y_t$  en el modelo estructural asimétrico.

Los resultados presentados son de utilidad para valorar la evidencia sobre efectos asimétricos que se muestra en la siguiente sección, donde se exponen las pruebas de simetría en parámetros y sobre las funciones de RI para modelos con hasta 12 rezagos. De igual forma, más adelante las funciones de RI que se exponen para cuantificar el efecto del traspaso del tipo de cambio corresponden justamente a las especificaciones con el orden de rezagos seleccionado con base en la evidencia del cuadro 2.

Cuadro 2

NÚMERO ÓPTIMO DE REZAGOS SEGÚN DISTINTOS CRITERIOS				
<i>Especificación</i>	<i>Criterio</i>	<i>Modelo</i>		
		<i>Bivariado</i>	<i>Bivariado + diferencial de tasas</i>	<i>Bivariado + brecha del IMAE</i>
VAR	LR	5	1	3
	FPE	1	1	1
	AIC	1	1	1
	SC	1	1	1
	HQ	1	1	1
Ecuación de precios asimétrica	AIC	5	5	5
	SC	1	1	1

Nota: LR corresponde al criterio razón de verosimilitud, FPE al error final de predicción, AIC al criterio de información de Akaike, SC al criterio de Schwarz y HQ al de Hannan-Quinn.  
Fuente: elaboración de los autores.

### 5.3 Pruebas de simetría

#### 5.3.1 Prueba de simetría en parámetros

Los resultados de la prueba de simetría en los parámetros, explicada en la sección 4.2.1, se pueden observar en el cuadro 3. Como se comentó antes, se incluyen los modelos que consideran desde 1 hasta 12 rezagos. Según se aprecia, para los modelos identificados con mejor bondad de ajuste (con 1 y 5 rezagos) no se cuenta con suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de traspaso simétrico ya sea en el caso bivariado, o en los trivariados. Sin embargo, es interesante notar que la inclusión de rezagos adicionales (por encima de 9) tiende a incrementar la evidencia en contra de la hipótesis de simetría, al menos para el modelo bivariado y el trivariado que incluye la brecha del IMAE.

Cuadro 3

VALOR $p$ EN PRUEBA DE SIMETRÍA DE PARÁMETROS ( $H_0$ : TRASPASO SIMÉTRICO)			
Rezagos	Tipo de modelo		
	Bivariado	Trivariado con diferencial de tasas	Trivariado con brecha del IMAE
1	0.29	0.43	0.19
2	0.64	0.85	0.46
3	0.48	0.71	0.44
4	0.71	0.87	0.58
5	0.55	0.61	0.38
6	0.58	0.56	0.41
7	0.33	0.28	0.39
8	0.24	0.25	0.23
9	<b>0.07</b>	0.13	0.15
10	<b>0.07</b>	0.11	<b>0.10</b>
11	<b>0.10</b>	0.20	<b>0.08</b>
12	0.11	0.32	<b>0.07</b>

Nota: los casos con rechazo de la  $H_0$  al 10% se destacan en negrita.  
Fuente: elaboración de los autores.

### 5.3.2 Prueba de simetría en las funciones de respuesta al impulso

Por otra parte, los resultados de aplicar la prueba de simetría a las funciones de RI, cuya metodología se expuso en la sección 4.2, se pueden observar en el cuadro 4. Estos fueron obtenidos al simular 40,000 pronósticos del modelo estructural 5 con horizonte de hasta 24 meses.<sup>4</sup> Valga recordar que las variables involucradas son, alternativamente, la primera diferencia del IPC y la primera diferencia del TC nominal (caso bivariado), y a

<sup>4</sup> Ver procedimiento explicado en la sección 4.1.

estas se le añade la brecha del IMAE y el diferencial de tasas de interés para los modelos denominados trivariados. En vista de que la no linealidad de las funciones de RI puede manifestarse a cualquier horizonte, el cuadro contiene el valor  $p$  para cada horizonte de pronóstico del 1 hasta 24 meses.

En general los resultados no conducen a conclusiones muy distintas de las obtenidas de las pruebas de simetría sobre parámetros. Para los modelos con mejor bondad de ajuste (los que incluyen 1 y 5 rezagos), la evidencia contraria a la hipótesis de simetría es escasa para todos los modelos y para todos los horizontes. En el cuadro 4 también se incluyen los resultados para el modelo con mayor evidencia contraria a la hipótesis de simetría (la versión que incluye hasta 12 rezagos). Para este caso y al 10% de significancia, el modelo bivariado a horizontes de entre cuatro y siete meses, y el modelo trivariado con diferencial de tasas para horizontes mayores a diez meses, muestran alguna evidencia favorable a la hipótesis alternativa de una respuesta asimétrica de los precios internos a choques sobre el tipo de cambio. Sin embargo, debe recalarse que los criterios de bondad de ajuste no favorecen esta especificación.

El que la mayor evidencia de traspaso asimétrico se encuentre cuando el modelo estimado incluye 12 rezagos (modelo trivariado con la diferencia de tasas) podría deberse a que en las estimaciones no se están considerando factores estacionales. Sin embargo, tanto un examen visual de los correlogramas, como pruebas sencillas en las que se regresan las variables bajo análisis en variables ficticias estacionales, no sugieren la presencia de este tipo de efectos (ver gráfica A.1 y cuadro A.1 del anexo).

#### **5.4 Cuantificación del traspaso de tipo de cambio a los precios**

En esta sección se cuantifica el TTC estimado a partir de modelos estructurales como 5. Para cada uno de los modelos (bivariado y las dos variantes de modelos con tres endógenas) las estimaciones de funciones de RI se efectuaron siguiendo el procedimiento

**VALOR  $\rho$  EN PRUEBA DE SIMETRÍA EN FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO ( $H_0$ : TRASPASO SIMÉTRICO)**

Horizonte	Especificación del modelo									
	Bivariado		Bivariado con diferencial de tasas				Bivariado con brecha del IMAE			
	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos	
1	0.19	0.10	0.16	1.00	0.95	0.35	0.97	0.97	0.96	
2	0.35	0.16	<b>0.10</b>	1.00	0.98	0.12	1.00	1.00	0.98	
3	0.55	0.29	0.17	1.00	1.00	<b>0.07</b>	1.00	1.00	1.00	
4	0.68	0.30	<b>0.04</b>	1.00	1.00	0.12	1.00	1.00	1.00	
5	0.78	0.41	<b>0.03</b>	1.00	1.00	0.20	1.00	1.00	1.00	
6	0.86	0.47	<b>0.05</b>	1.00	1.00	0.25	1.00	1.00	1.00	
7	0.92	0.57	<b>0.08</b>	1.00	1.00	0.34	1.00	1.00	1.00	
8	0.96	0.68	0.12	1.00	1.00	0.30	1.00	1.00	1.00	
9	0.98	0.76	0.12	1.00	1.00	0.38	1.00	1.00	1.00	
10	0.98	0.83	0.10	1.00	1.00	0.11	1.00	1.00	1.00	
11	0.99	0.89	0.12	1.00	1.00	0.07	1.00	1.00	1.00	

12	1.00	0.93	0.16	1.00	1.00	0.05	1.00	1.00	1.00
13	1.00	0.95	0.20	1.00	1.00	0.05	1.00	1.00	1.00
14	1.00	0.97	0.25	1.00	1.00	<b>0.07</b>	1.00	1.00	1.00
15	1.00	0.98	0.29	1.00	1.00	<b>0.08</b>	1.00	1.00	1.00
16	1.00	0.99	0.35	1.00	1.00	<b>0.08</b>	1.00	1.00	1.00
17	1.00	0.99	0.42	1.00	1.00	<b>0.04</b>	1.00	1.00	1.00
18	1.00	1.00	0.48	1.00	1.00	<b>0.05</b>	1.00	1.00	1.00
19	1.00	1.00	0.55	1.00	1.00	<b>0.02</b>	1.00	1.00	1.00
20	1.00	1.00	0.40	1.00	1.00	<b>0.03</b>	1.00	1.00	1.00
21	1.00	1.00	0.46	1.00	1.00	<b>0.01</b>	1.00	1.00	1.00
22	1.00	1.00	0.52	1.00	1.00	<b>0.01</b>	1.00	1.00	1.00
23	1.00	1.00	0.54	1.00	1.00	<b>0.02</b>	1.00	1.00	1.00
24	1.00	1.00	0.60	1.00	1.00	<b>0.02</b>	1.00	1.00	1.00

Nota: los casos con rechazo de la  $H_0$  al 10% se destacan en negrita.  
Fuente: elaboración de los autores.

descrito en la sección 4.1 fijando  $n_{boot} = n_{hist} = 200$ , es decir, promediando 40,000 estimaciones a cada horizonte desde 1 hasta 24 meses. La magnitud de estas funciones se muestra como proporción del tamaño del choque original. Además, las correspondientes a choques negativos sobre el tipo de cambio aparecen multiplicadas por  $-1$  para que su magnitud sea fácilmente comparable con las correspondientes de choques positivos. Las bandas de confianza que se muestran son empíricas y corresponden a los percentiles 5 y 95 de la distribución de las 40,000 simulaciones de pronóstico efectuadas para cada horizonte y para cada caso de especificación del modelo.

Igualmente se muestran las funciones de RI para cuatro tamaños de choque sobre el TC (1, 2, 4 y 10 desviaciones estándar), con el objeto de analizar si la asimetría de signo podría estar asociada al tamaño de los choques, cuestión que no se estaría notando en los cuadros presentados en la sección anterior.

En la gráfica 1 se muestran las funciones de RI obtenidas del modelo bivariado que incluye un solo rezago. Lo primero que debe señalarse es que la magnitud proporcional del traspaso ante choques positivos (apreciaciones) termina siendo de entre el 22% y el 35%, lo cual es congruente con las estimaciones más recientes basadas en métodos lineales.<sup>5</sup> Sin embargo, el traspaso ante choques negativos se estima alrededor del 15% para choques pequeños y cercano al 0% para los choques más grandes.

Ahora bien, en cuanto a temas de asimetría, se aprecia que, para el caso choques pequeños (una desviación estándar), la evidencia es concordante con lo que se muestra en el cuadro 4 en el sentido de que la respuesta dinámica de los precios no es estadísticamente distinta ante choques positivos y negativos sobre el TC. Ahora bien, conforme el tamaño del choque se incrementa las bandas de confianza de las estimaciones dejan de traslaparse. Así que para choques medianos y grandes

---

<sup>5</sup> Ver Orane (2016).



sobre el tipo de cambio la respuesta de los precios sí parece estadísticamente distinta.

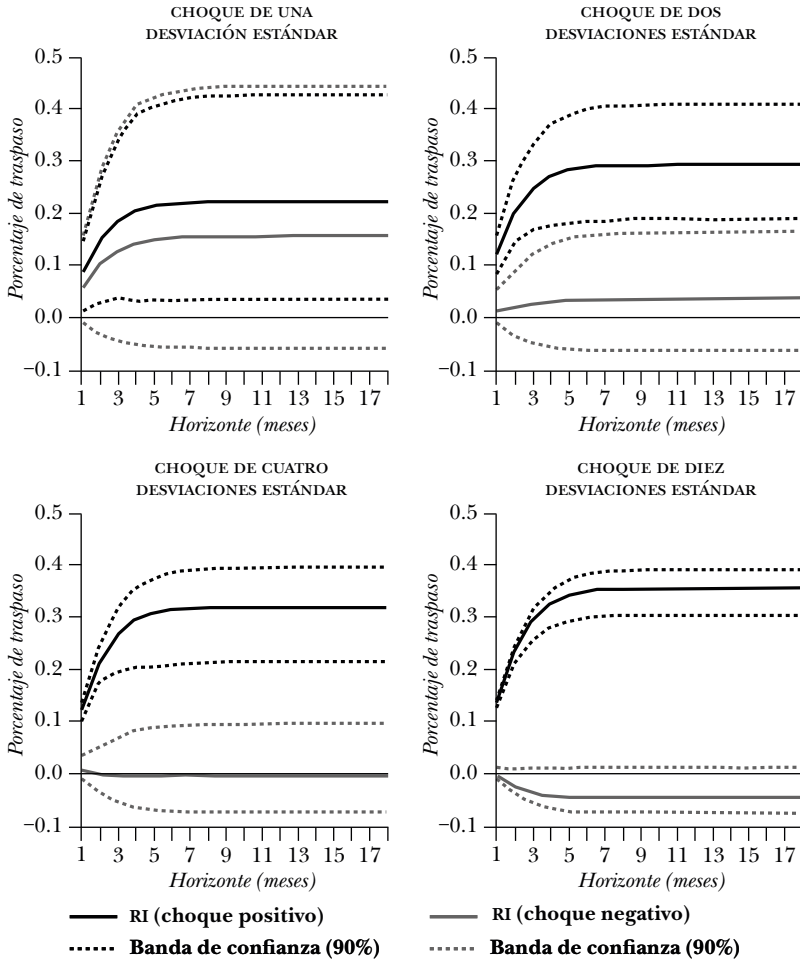
En la gráfica 2 se muestran las funciones de RI obtenidas cuando se incorpora una variable adicional en el modelo, en particular el diferencial de tasas de interés. En términos de magnitud proporcional del traspaso de largo plazo que se estima, no hay mucha diferencia respecto al caso bivariado. El traspaso se ubica entre el 20% y el 30% ante depreciaciones, y entre el 0% (choques grandes) y el 15% (choques pequeños) para el caso de apreciaciones.

Al igual que en el caso bivariado, cuando el choque sobre el TC es pequeño (una desviación estándar), no hay diferencia significativa en la respuesta dinámica de los precios locales. Sin embargo, para los choques más grandes (4 y 10 desviaciones estándar) las áreas contenidas entre las bandas de confianza ante choques positivos y negativos se separan, indicando asimetría de signo en la respuesta.

Un patrón que puede extraerse de las funciones de RI de la gráfica 1 y de la gráfica 2 es que en tanto los choques sobre el TC sean pequeños, la respuesta de los precios nacionales no es diferente ante apreciaciones o depreciaciones. Sin embargo, cuando se trata de choques medianos y grandes, la respuesta ante apreciaciones tiende a disminuir en magnitud proporcional, y eventualmente a diferir de la respuesta ante depreciaciones. Una posible explicación para este patrón es que los agentes económicos podrían interpretar las apreciaciones grandes como fenómenos temporales que no ameritan ajuste de precios. Esto podría estar causado para la tendencia histórica (que se ha revertido en los últimos años) de la inflación nacional a ser superior a la de los principales socios comerciales. Con ello el público se acostumbró a una tendencia del TC nominal a crecer y los episodios de apreciaciones, en especial los de gran magnitud, tienden a verse como excepciones a la tendencia y por tanto pasajeros.

Gráfica 1

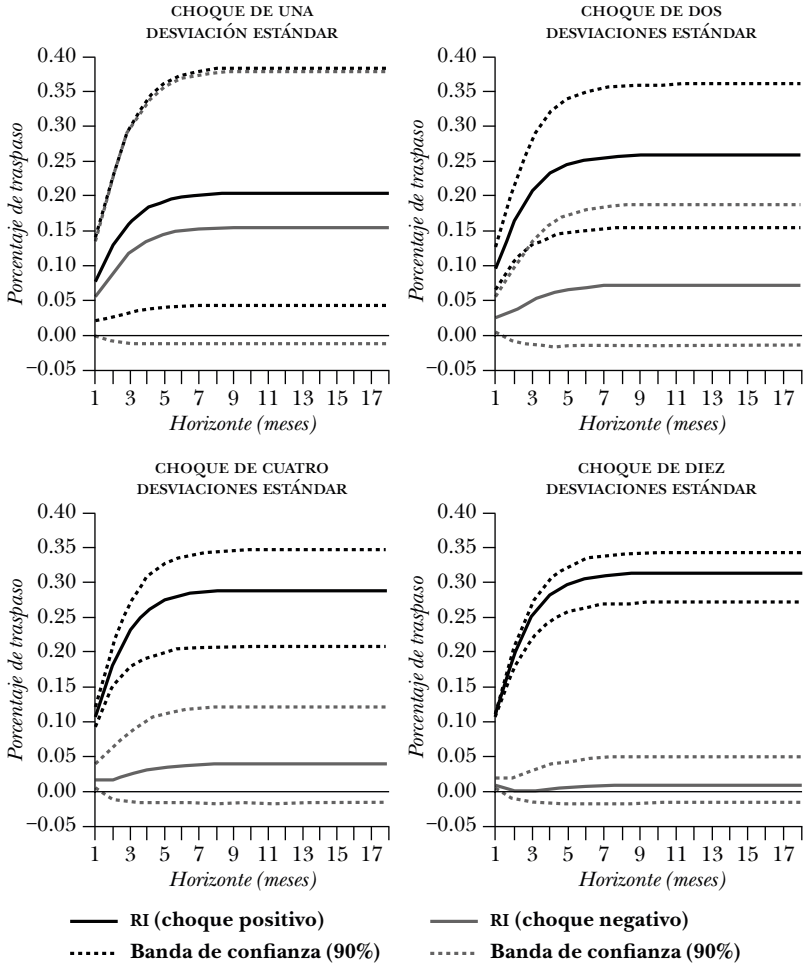
**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS  
AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE**  
Modelo bivariado con un rezago



Fuente: elaboración de los autores.

## Gráfica 2

### FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE Modelo trivariado (diferencial de tasas) con un rezago



Fuente: elaboración de los autores.

En las gráficas A.2 y A.3 del anexo se muestran las funciones de RI para el caso de los modelos bivariado y trivariado (con diferencial de tasas) con cinco rezagos. Salvo por ser necesario un horizonte superior a los 18 meses para hacer evidente la convergencia, el patrón de respuesta dinámica es similar al observado en las gráficas acá comentadas.

Un elemento que es posible extraer de las estimaciones realizadas, pero que no es fácilmente apreciable ni en la gráfica 1 ni en la gráfica 2, es que la magnitud del traspaso es función creciente de la magnitud de los choques cuando estos son depreciaciones, pero decreciente si son apreciaciones. Esto se ilustra en la gráfica 3 que corresponde a las estimaciones del modelo trivariado que incorpora el diferencial de tasas de interés (la tendencia es la misma para el caso del modelo bivariado). Note que para los choques positivos sobre el tipo de cambio (panel superior de la gráfica) la respuesta dinámica de los precios nacionales es mayor que ante los choques más pequeños. En cambio, para choques negativos (panel inferior de la gráfica), la respuesta proporcional (en valor absoluto)<sup>6</sup> es mayor entre más pequeño sea el choque.

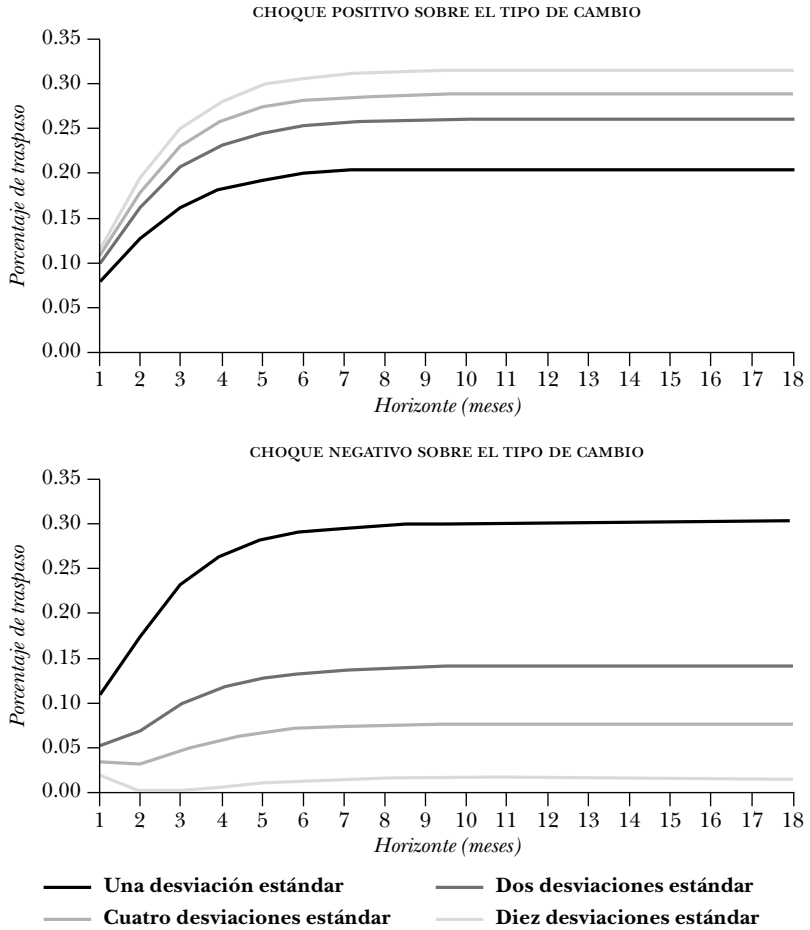
Según se explicó atrás, este fenómeno podría estar explicado por una expectativa arraigada en los agentes económicos de considerar atípicos los episodios de apreciación de la moneda nacional. Si este fuese el caso, los choques negativos sobre el tipo de cambio, en especial los más grandes, serían considerados temporales y, posiblemente por elementos como los costos de menú, no generarían ajustes a la baja de los precios en moneda nacional.

---

<sup>6</sup> Según se señaló, las funciones de RI ante apreciaciones aparecen multiplicadas por  $-1$ .

Gráfica 3

**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS  
AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE  
MODELO TRIVARIADO (DIFERENCIAL DE TASAS) CON UN REZAGO**



Fuente: elaboración de los autores.

## 6. CONCLUSIONES

En general la magnitud del traspaso del tipo de cambio a los precios se estima entre el 20% y el 35% cuando se trata de depreciaciones. Esta es una estimación en orden de magnitud similar a las últimas obtenidas en el Banco Central de Costa Rica con métodos lineales. Sin embargo, esos métodos lineales suponen simetría de signo en la estimación. En este trabajo se estima que para el caso de apreciaciones la magnitud del traspaso está entre el 0% y el 15 por ciento.

*La respuesta dinámica del IPC ante choques sobre el tipo de cambio muestra evidencia de asimetría de signo solamente cuando el tamaño de los choques es de mediana o gran magnitud*

Para las apreciaciones o depreciaciones inesperadas más frecuentes (de una desviación estándar), las pruebas de asimetría en parámetros y en las funciones de RI no hallan suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de simetría. Ahora bien, las bandas de confianza empíricas de las funciones de RI indican que cuando el tamaño de la apreciación o depreciación es mediano o grande (cuatro o más desviaciones estándar), la respuesta de los precios nacionales es mayor (en valor absoluto) ante una depreciación. En este sentido, no es correcto suponer una respuesta de similar magnitud de los precios nacionales ante apreciaciones que ante depreciaciones cuando estas son relativamente grandes.

*El tamaño del choque influye en la magnitud proporcional del traspaso*

Cuando se trata de depreciaciones inesperadas de la moneda nacional, las de mayor magnitud se transmiten en una mayor proporción que las de menor magnitud. Por otra parte, cuando se trata de apreciaciones inesperadas, las de mayor tamaño se transmiten menos a los precios nacionales.

La evidencia encontrada en esta investigación indica que considerar un traspaso constante e independiente de la dirección o magnitud de los choques sobre el tipo de cambio posiblemente conduzca a estimaciones erróneas del efecto en los precios nacionales de las variaciones del tipo de cambio.

## Anexo

Gráfica A.1

**CORRELOGRAMA Y CORRELOGRAMA PARCIAL  
DE PRIMERA DIFERENCIA LOGARÍTMICA DEL IPC**

Muestra: 2006m1-2017m4  
Observaciones incluidas: 13

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>	<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob.</i>	
		1	0.493	0.493	33.504	0.000
		2	0.300	0.076	46.029	0.000
		3	0.312	0.183	59.655	0.000
		4	0.174	-0.071	63.926	0.000
		5	0.332	0.312	79.605	0.000
		6	0.316	0.020	93.880	0.000
		7	0.167	-0.045	97.929	0.000
		8	0.116	0.094	99.882	0.000
		9	0.102	0.057	101.41	0.000
		10	0.147	0.054	104.59	0.000
		11	0.277	0.184	116.01	0.000
		12	0.230	-0.014	123.95	0.000
		13	0.172	0.050	128.45	0.000
		14	0.180	0.026	133.40	0.000
		15	0.156	0.044	137.16	0.000
		16	0.174	-0.041	141.86	0.000
		17	0.198	0.027	147.98	0.000
		18	0.252	0.151	158.02	0.000
		19	0.164	-0.058	162.33	0.000
		20	0.074	-0.084	163.21	0.000
		21	0.065	-0.056	163.89	0.000
		22	0.023	-0.051	163.97	0.000
		23	0.088	0.029	165.26	0.000
		24	0.155	0.076	169.27	0.000

Fuente: elaboración de los autores.

## Cuadro A.1

### PRUEBA DE ESTACIONALIDAD CON VARIABLES DICOTÓMICAS

Variable dependiente: DLOGIPC

Método: mínimos cuadrados

Muestra (ajustada): 2006m2-2017m4

Observaciones incluidas: 135, después de los ajustes

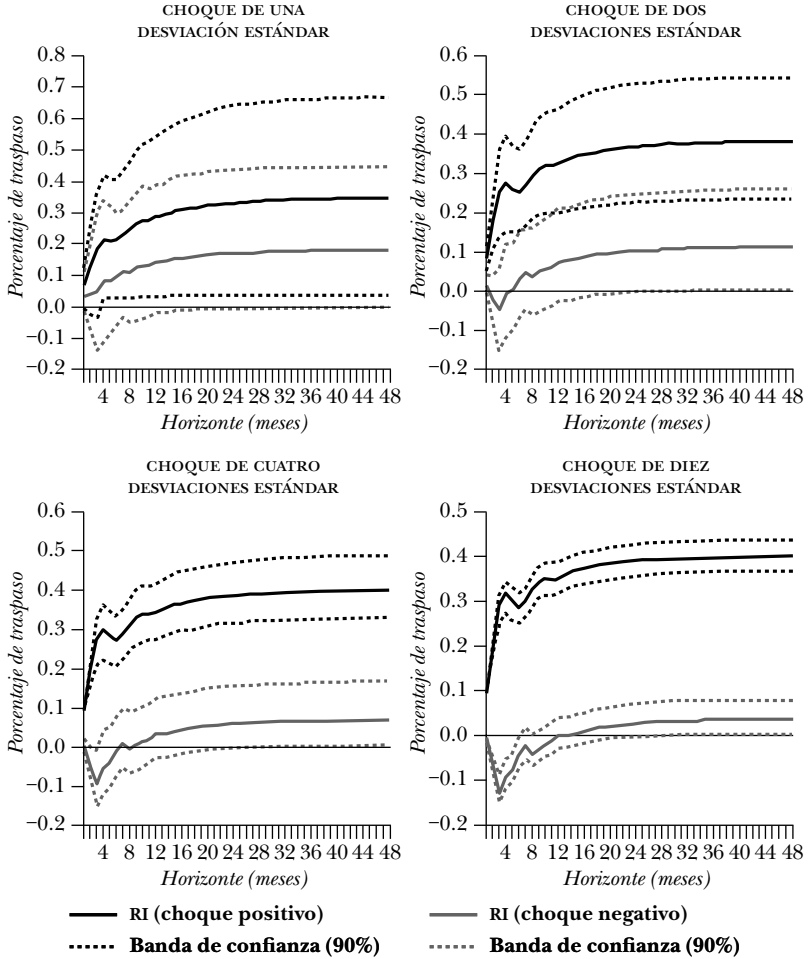
<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Probabilidad estadística t</i>	<i>Probabilidad</i>
C	0.5911	0.1250	4.7305	0.0000
dumce	0.6718	0.0818	8.2114	0.0000
@SEAS(2)	-0.2532	0.1718	-1.4732	0.1433
@SEAS(3)	-0.6152	0.1718	-3.5801	0.0005
@SEAS( 4)	-0.3096	0.1718	-1.8018	0.0740
@SEAS(5)	-0.1398	0.1756	-0.7959	0.4276
@SEAS(6)	-0.3344	0.1756	-1.9041	0.0592
@SEAS(7)	-0.1404	0.1756	-0.7994	0.4256
@SEAS(8)	-0.2920	0.1756	-1.6627	0.0989
@SEAS(9)	-0.7188	0.1756	-4.0935	0.0001
@SEAS(10)	-0.6174	0.1756	-3.5159	0.0006
@SEAS(11)	-0.2678	0.1756	-1.5249	0.1299
@SEAS(12)	-0.1626	0.1755	-0.9267	0.3559
R <sup>2</sup>		0.4498	Media de la variable dependiente	0.4377
R <sup>2</sup> ajustado		0.3956	Desviación estándar de la variable dependiente	0.5293
Error estándar de la regresión		0.4115	Criterio de Akaike	1.1532
Suma de los residuos al cuadrado		20.6554	Criterio de Schwarz	1.4329
Log de verosimilitud		-64.8392	Criterio de Hannan-Quinn	1.2669
Medida estadística F		8.3102	Medida estadística de Durbin-Watson	1.3304
Probabilidad (medida estadística F)		0.0000		

Fuente: elaboración de los autores.



Gráfica A.2

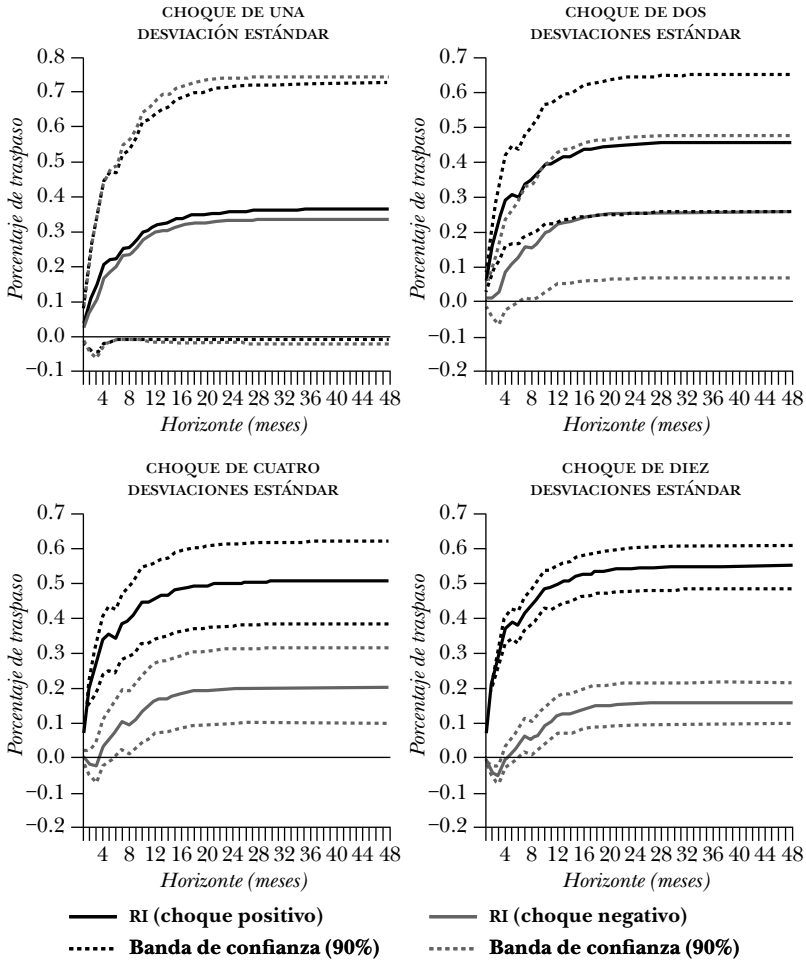
**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS  
AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE**  
Modelo bivariado con cinco rezagos



Fuente: elaboración de los autores.

Gráfica A.3

**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS  
AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE**  
Modelo trivariado (diferencial de tasas) con cinco rezagos



Fuente: elaboración de los autores.

## Bibliografía

- Álvarez, Cristian, y Manfred Esquivel (2016), *Efecto de cambios de precio en materias primas sobre los precios domésticos en Costa Rica, ¿influye el nivel de competencia en los mercados?*, Documento de Investigación, núm. DEC-DIE-06-2016, Banco Central de Costa Rica.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, y Mark Watson (1997), *Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks*, Brookings Papers on Economic Activity, núm. 1, pp. 91-157.
- Choudhri, E., y D. Hakamura (2001), *Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?*, FMI Working Paper, núm. 01/194.
- Eldstein, Paul, y Lutz Kilian (2007), “The Response of Business Fixed Investment to Changes in Energy Prices: A Test of Some Hypotheses About the Transmission of Energy Price Shocks”, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 7, núm. 1, pp. 1-41.
- Engel, Charles (2002), “Expenditure Switching and Exchange-rate Policy”, en M. Gertler y K. Rogo (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 231-272.
- Esquivel, Manfred, y José Fabio Gómez (2010), *Asymmetries of the Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: The Case of Costa Rica*, Documento de Investigación, núm. DEC-DIE-043-2010, Banco Central de Costa Rica.
- Gallant, Ronald, Peter E. Rossi, y George Tauchen (1993), “Non-linear Dynamic Structures”, *Econometrica*, vol. 61, núm. 4, pp. 871-907.
- Goldfang, I., y S. Werlang (2000), *The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*, Working Paper, núm. 5, Banco Central do Brasil.
- Greene, William H. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River, N. J.
- Hamilton, James D. (1996), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Chichester, Reino Unido.
- Kilian, Lutz, y Robert J. Vigfusson (2011), “Are the Responses of the U.S. Economy Asymmetric in Energy Price Increases and Decreases?”, *Quantitative Economics*, vol. 2, pp. 419-453.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, y Simon M. Potter (1996), “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 74, núm. 1, pp. 119-147.

- Lariau, A., M. El Said, y M. Takebe (2016), *An Assessment of the Exchange Rate Pass-through in Angola and Nigeria*, FMI Working Paper, núm. 16/191.
- Leduc, Sylvain, y Keith Sill (2004), “A Quantitative Analysis of Oil Price Shocks, Systematic Monetary Policy and Economic Downturns”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, núm. 4, pp. 781-808.
- Lee, Kiseok, Shawn Ni, y Ronald A. Ratti (1995), “Oils Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Volatility”, *Energy Journal*, vol. 16, núm. 39-56.
- León, Jorge, Ana P. Morera, y Welmer Ramos (2001), *El pass through del tipo de cambio: Un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001*, Documento de Investigación, núm. DIE-DM-11-2001-DI, Banco Central de Costa Rica.
- León, Jorge, Bernal Laverde, y Rodolfo Durán (2002), *El pass through del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica*, Documento de Investigación, núm. DIE-05-2002-DI, Banco Central de Costa Rica.
- Mendoza, Omar (ed.) (2012), *El efecto transferencia (pass-through) del tipo de cambio sobre los precios de Latinoamérica*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Mork, Knut A. (1989), “Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton’s Results”, *Journal of Political Economy*, vol. 97, núm. 3.
- Orane, Angelo (2016), *Estimación del traspaso del tipo de cambio hacia distintos componentes el índice de precios al consumidor*, Documento de Investigación, núm. DI-06-2016, Banco Central de Costa Rica.
- Pérez, Fernando J., y Marcos Vega (2016), *Asymmetric Exchange Rate Pass-through: Evidence from Nonlinear SVARs*, Working Paper, núm. 63, Asociación Económica Peruana.
- Potter M., Simon (2000), “Nonlinear Impulse Response Functions”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 24, núm. 10, 1425-1446.
- Przystupa, J., y E. Wróbel (2011), *Asymmetry of the Exchange Rate Pass-through: An Exercise on the Polish Data*, MPRA Paper, núm. 17660, Munich Personal RePec Archive, pp. 1-29.
- Rigobón, Roberto, y Thomas M. Stocker (2009), “Bias from Censored Regressors”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 27, núm. 3, pp. 340-353.

- Rodríguez, Adolfo (2009), *Evaluación del modelo lineal de pass-through para la proyección de inflación dentro del régimen de banda cambiaria*, Documento de Investigación, núm. DEC-DIE-DI-07-2009, Banco Central de Costa Rica.
- Segura, Carlos, y José Pablo Vásquez (2011), *Estimación del parámetro de suavizamiento del filtro de Hodrick y Prescott para Costa Rica*, Documento de Trabajo, núm. DEC-DIE-DT 006-2011, Banco Central de Costa Rica.
- Taylor, John B. (2000), “Low Inflation, Pass Through, and the Pricing Power of Firms”, *European Economic Review*, vol. 44, núm. 7, pp. 1389-1408, < [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)>.
- Wang, Sheng, and Rufe Guo (2016), “Asymmetric Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy in Open Economy”, *Annals of Economics and Finance*, vol. 17, núm 1, pp. 33-53.
- Winkelried, Diego (2003), “¿Es asimétrico el pass-through en el Perú? Un análisis agregado”, VIII Reunión de Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, CEMLA.

